

早稲田経済学研究 31号 1990年6月

## 経済政策と政治的景気循環

佐 川 和 彦

### 1. はじめに

Nordhaus [5] によって提示された政治的景気循環の理論は、経済と政治の間の結びつきを研究しようとするものに多くの示唆ならびに刺激を与えている。<sup>(1)</sup> Nordhaus は、投票者が近視眼的であり、定期的かつ競争的な選挙において選ばれる政府が自らの望んだ方向に経済を操作可能であるという条件を挙げ、この条件のもとで政治的景気循環が起こりうるとしている。Nordhaus は、このような条件が満たされている9ヵ国<sup>(2)</sup>を対象に失業率の変化と選挙との関係について調べ、西ドイツ、ニュージーランド、アメリカ合衆国の3ヵ国は政治的景気循環の徴候が顕著であると述べている。<sup>(3)</sup>

ところで、政治的景気循環の理論には、真っ向から対立するような理論が存在する。それは合理的期待形成の理論である。合理的期待形成仮説は、投票者が経済構造を熟知しているということを前提としている。このような前提のもとでは、投票者による経済変数の予測はかなり程度に正確なものになることが期待される。

つまり、政府が選挙直前に拡張的政策を実施することにより、投票者を欺いて自らの人気を高めようすることは困難になるのである。<sup>(4)</sup>

McCallum [3] は、アメリカ合衆国のデータを用いることによってこれら対立しあう理論仮説について実証的に分析している。その結論は、政治的景気循環仮説にとって否定的なものであった。しかしながら、後になって、Keil [2] は McCallum と同様の方法で英国のデータについて実証分析をおこなった結果によって、政治的景気循環仮説を棄却できないとしている。

本稿の目的は、彼らの用いた方法にしたがって、日本について政治的景気循環仮説があてはまるかどうかを検証することにある。以下においては、まず彼らの分析方法のもとになった Sargent [7] の仮説について検討し、次に McCallum および Keil の分析に言及することにする。そして最後に、日本のケースについて実証分析をおこない、議論を展開することにする。

(1) MacRae [4], Soh [9] などを参照。

(2) オーストラリア、カナダ、フランス、西ドイツ、日本、ニュージーランド、スウェーデン、英国、アメリカ合衆国の9ヵ国である。

(3) 詳しくは、Nordhaus [5] pp. 185-186 の分析を参照。

(4) 志築・武藤 [8] pp. 134-136 を参照。

## 2. 政治的景気循環仮説の検証

### (1) 自然失業率仮説

Sargent の自然失業率仮説は、通常のものよりもずっと厳密である。彼の仮説によれば、短期においてさえも、政府は失業率を自然失業率以下の水準に低下させるために操作しうる手段を持たないということになる。彼の自然失業率仮説についての説明は次のようなものである。<sup>(5)</sup>

Wold の分解定理<sup>(6)</sup>によれば、定常な非決定的確率過程は移動平均 (MA) モデルとして表されうるといふ。そこで、失業率が定常な非決定的確率過程であると仮定すれば、次式のよう表すことができる。

$$UR_t = \sum_{j=0}^{\infty} a_j u_{t-j}, \quad \sum_{j=0}^{\infty} a_j^2 < \infty \quad (1)$$

ここで

$UR_t$  = 失業率

$a_j$  = パラメータ

$u_t$  = ホワイト・ノイズからなる攪乱項

$\sum_{j=0}^{\infty} a_j^2 < \infty$  は、定常性を持つための条件を示す<sup>(7)</sup>

また、反転可能性の条件<sup>(8)</sup>を満たす MA モデルは AR ( $\infty$ ) モデルとして表現できる。ここで、(1)式においてこのような条件が満たされていると仮定すれば、(1)式は次のように表現しなおすことができる。

$$UR_t = \sum_{i=1}^{\infty} g_i UR_{t-i} + u_t \quad (2)$$

さて、ベクトル  $\theta_t$  を  $t$  期あるいはそれ以前の期間に観察されたすべての変数についての観測値の集合とする。そして、イノベーション  $u_t$  が

$$E(u_t | \theta_{t-1}) = 0 \quad (3)$$

にしたがうとする。その結果、失業率におけるイノベーションは  $\theta_{t-1}$  の各構成要素から統計的に独立であり、 $\theta_{t-1}$  における情報にもとづいては予測されえないのである。すなわち、ラグ付きの  $UR$  以外の  $\theta_{t-1}$  の構成要素を考慮に入れても、ラグ付きの  $UR$  のみにもとづいてなされた  $UR_t$  についての予測を改善することはできないのである。このような場合に、自然失業率仮説は支持されるのである。

$UR_{t-1}, UR_{t-2}, \dots$  にもとづいてなされた  $UR_t$  についての予測 (これを  $\hat{UR}_t$  とする) は、次式によって与えられる。

$$\hat{UR}_t = \sum_{i=1}^{\infty} g_i UR_{t-i} = \sum_{j=1}^{\infty} a_j u_{t-j} \quad (4)$$

すなわち、

$$\begin{aligned} \hat{UR}_t &= E(UR_t | UR_{t-1}, UR_{t-2}, \dots) \\ &= E(UR_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots) \end{aligned} \quad (5)$$

ところで、 $\theta_{t-1}$  は金融政策および財政政策の政策変数の過去の数値を含んでいる。ひとたびラグ付きの失業率が考慮に入れられたならば、これらの変数は失業率を予測することにおいて無用のものになってしまうのである。さらに、 $\theta_{t-1}$  に対するフィードバック・ルールによって決定されたいかなるコントロール変数の当期

(5) 以下の説明は、Sargent [7] に依拠するものである。

(6) 山本 [11] p. 39 の解説を参照。

(7) 次数が有限な MA モデルは常に定常性を持つが、次数が無限の場合には分散が無限になる可能性がある。この場合に、定常性を持つためには、このような条件が必要となるのである (山本 [11] p. 38)。

(8) MA モデルの反転可能性の条件については、山本 [11] p. 43 を参照。

における数値もまた、失業率を予測する際に役に立たないのである。

Sargent はアメリカ合衆国を対象として、Granger および Sims のテスト方法を用いることにより、自然失業率仮説の検証をおこなっている。使用されたデータは1952年第Ⅱ四半期～72年第Ⅲ四半期の期間にわたる四半期データである。Sargent の結論は、金融政策および財政政策の変数は失業率の原因でないという仮説を棄却するような証拠はほとんどないということであった。

## (2) McCallum による分析

McCallum は、Sargent の分析に依拠しつつ、対立しあう理論仮説である Sargent の仮説と政治的景気循環仮説について検証をおこなっている。McCallum による検証の手続きは次のようである。<sup>(9)</sup>

Sargent の仮説においては、失業率は AR 過程<sup>(10)</sup> で表現された。ところで、Nordhaus の政治的景気循環仮説の考え方にしたがえば、選

挙循環を適切に表すような説明変数をこの AR モデルの右辺に追加することによって、最小二乗法による推定結果の説明力は増加するということになる。そこで、考えられる検証の手続きは、Nordhaus の仮説を反映するような選挙変数をくふうし、それを失業率のデータについての AR モデルの右辺に加えて推定をおこなうのである。そして、最後に、この変数に対応するパラメータについて有意性の検定をおこなうのである。

McCallum は6つのタイプの選挙変数を考えている。それぞれのタイプの選挙変数を表1に示す。<sup>(11)</sup> 最も簡単なものは、EV1 である。この変数は、各選任期間の前半の8四半期の間は線型的に上昇していき、それから後半の8四半期の間は線型的に低下していくのである。なお、最初の四半期の数値は1であり、四半期ごとの増分は1に設定されている。

EV2 は、選任期間の最後の1年における失業率の急激な低下と、最初の3年間のよりゆるやかな上昇を仮定するものである。また、EV4

表 1 選挙変数 (16四半期)

	1 年				2 年				3 年				4 年			
EV 1	1	2	3	4	5	6	7	8	7	6	5	4	3	2	1	0
EV 2	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	9	6	3	0
EV 3	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0
EV 4	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	7	0	1
EV 5	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	0	0
EV 6	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	0	0	1

(出所) McCallum [3] p. 507, Table I

(9) 以下の説明は、McCallum [3] に依拠するものである。

(10) 実際に、Sargent は、次数が有限のARモデルを仮定している。すなわち、3次 (Sargent [6])あるいは4次 (Sargent [7])のARモデルである。

(11) 各選任期間 (16四半期) についての数値が示されている。

も同様のパターンを表しているが、しかしながら、これはより極端なものである。すなわち、失業率は選挙の直前の2四半期の間、突然に低下すると仮定している。対照的に、EV3は、各選任期間の最初の四半期に失業率が急にはね上がり、それから残りの15四半期を通して一様に低下すると仮定するものである。EV5およびEV6は、政権担当政党は選挙直前において失業率が低下していくことによりむしろ失業率が低水準にとどまることを求めるという考え方を反映するものである。

さて、Sargent にしたがって、(2)式は次数が有限のARモデルになると仮定しよう。これはラグ・オペレーター ( $L$ とする)<sup>(12)</sup>を用いて次のように表現される。

$$\phi(L)UR_t = u_t \quad (6)$$

ここで、 $\phi(L)$ は有限次のラグ多項式である。McCallumは、自然失業率仮説がより一般的なモデルである自己回帰移動平均 (ARMA) モデルによって表現されるとしている。つまり、

$$(\phi(L)/\phi(L))UR_t = u_t \quad (7)$$

ここで、 $\phi(L)$ も有限次のラグ多項式を示している。

一方、政治的景気循環仮説にしたがうとすれば、正確なモデルは次のようになる。

$$(\phi(L)/\phi(L))UR_t = \beta Z_t + v_t \quad (8)$$

ここで

$Z_t$  = 選挙変数 (EV1~EV6)

$\beta$  はパラメータ、なお、 $\beta > 0$

$v_t$  は攪乱項

それゆえ、(7)式における攪乱項  $u_t$  は  $Z_t$  と相関関係があることになる。以上のことを考慮に入れると、もう1つの検証の手続きは、(7)式を推定し、それから、その残差が  $Z_t$  と相関関係があるかどうかについて調べることである。

まず、McCallum がアメリカ合衆国を対象にして、失業率のデータについてのARモデルの右辺に選挙変数を加えて推定した結果をみることにする。EV1を加えた推定結果を表2に示す。推定はOLSによるものであり、使用されたデータは季節調整済みの四半期データ (1949年~74年) である。この推定結果をみると、明らかに選挙変数 (EV1) に対応するパラメータは統計的に有意ではないことがわかる。McCallumは、同様に他の5つの選挙変数を加えた推定もおこなっている。それらの結果も

表 2 McCallum の推定結果

	定数項	$UR_{t-1}$	$UR_{t-2}$	$UR_{t-3}$	EV1	$R^2$	$S$	$D. W.$
(9)	0.512 (3.27)	1.716 (16.9)	-1.008 (5.76)	0.185 (1.82)	0.004 (0.29)	0.923	0.325	1.92

(注) 従属変数 ( $UR$ ) は失業率

EV1 は選挙変数

( ) 内の数値は  $t$  値

(出所) McCallum [3] p. 508

(12) ラグ・オペレーターは、次のように定義される。

$$L^n y_t = y_{t-n} \quad (n=0, 1, 2, \dots)$$

表 3 Keil の推定結果（a）

	定数項	$T$	$UR_{t-1}$	$UR_{t-2}$	$UR_{t-3}$	EV3	$R^2$	$S$	$LM$	$h$
(a)	0.002 (0.0007)	0.00003 (0.00001)	1.31 (0.11)	-0.12 (0.18)	-0.25 (0.11)	0.00008 (0.00003)	0.986	0.00153	1.50	0.05

（注）従属変数（ $UR$ ）は失業率

$T$ はタイム・トレンド

EV3 は選挙変数

$LM$  および  $h$  はそれぞれ 4 階および 1 階の残差自己相関に対するラグランジュ乗数検定統計量

（ ）内の数値は標準誤差

（出所）Keil [2] p. 93

また、政治的景気循環仮説にとっては不利なものとなっている。<sup>(13)</sup>

次に、第 2 の検証の結果についてみることにしよう。これは、失業率のデータについての ARMA モデルから与えられた残差を様々な選挙変数（EV1～EV6）の上に回帰するというものであった。結果は、やはり政治的景気循環仮説にとって不利なものとなっている。

McCallum はこれらの分析結果によって、Nordhaus が提示した政治的景気循環仮説は支持されないと結論づけている。

### （3）Keil による分析

最近の研究において、Keil は McCallum の分析方法を採用することにより、英国を対象とした政治的景気循環仮説の検証をおこなっている。<sup>(14)</sup> 選挙変数は、もちろん McCallum によって用いられた 6 つのパターンと同様のものである。しかしながら、英国においては、総選挙が一定の間隔で実施されることはないことか

ら、Keil は選挙変数（EV）に修正を加えている。<sup>(15)</sup> 使用されたデータは四半期データ（1957 年第Ⅳ四半期～79 年第Ⅳ四半期）である。また、推定は OLS によるものである。

まず、Keil が失業率（ $UR$ ）について政治的景気循環仮説の検証をおこなった結果からみることにする。推定結果を表 3 に示す。もちろん、ここにおいて重要であるのは、選挙変数に対応するパラメータが統計的に有意であるかどうかという点である。推定結果をみると、明らかに、選挙変数（EV3）は有意である。McCallum の基準にしたがえば、このような結果は、Nordhaus によって提示された政治的景気循環仮説を支持するものである。一方、Sargent の仮説については、強い支持を与えることができないのである。

ところで、英国を対象として、このようなタイプの分析をおこなうにあたっては、注意すべき点がある。つまり、英国においては、政府が選挙時期を決定することができるということを

(13) McCallum は、コクラン・オーカット法による推定なども試みているが、結果は政治的景気循環仮説を支持しないものとなっている。

(14) 以下の説明は、Keil [2] に依拠するものである。なお、Keil が McCallum の分析方法に忠実にしたがおうとしたのは、政治的景気循環仮説に有利であるように分析の手続きを都合よく変えるようなことをしないためである。

(15) 詳しくは、Keil [2] pp. 97-98 のデータ付録を参照のこと。

表 4 Keil の推定結果 (b)

	定数項	$\Delta \ln G^c_{t-1}$	$\Delta \ln G^c_{t-2}$	$\Delta \ln G^c_{t-3}$	$\Delta \ln G^c_{t-4}$	EV1	$R^2$	S	LM	h
(11)	0.03 (0.006)	-0.23 (0.11)	0.01 (0.11)	-0.05 (0.10)	0.15 (0.10)	-0.00179 (0.00074)	0.34	0.01845	0.67	0.12

(注) 従属変数 ( $\Delta \ln G^c$ ) は実質一般政府最終消費支出の対数を取り、それに対して1階の階差をとったもの  
EV1 は選挙変数

( ) 内の数値は標準誤差

(出所) Keil [2] p. 94

考慮に入れなければならないのである。このような場合には、政府は選挙直前に拡張的な政策を実施することによって景気刺激をおこなうよりはむしろ、良好な経済状況（例えば、失業率の低下）にあわせて選挙時期を決定するという可能性も考えられるのである。<sup>16</sup> それゆえ、Keil は、失業率についてよりもむしろ、コントロール変数について同様の分析をおこなうことが重要であると考えている。<sup>17</sup>

そこで、次に、コントロール変数の一例として、実質一般政府最終消費支出 ( $G^c$ ) の成長率について政治的景気循環仮説の検証をおこなった結果をみることにする。推定結果を表4に示す。なお、推定にあたって、元のデータ ( $G^c$ ) の対数を取り、それに対して1階の階差をとるという作業をおこなっている。このような加工を加えたデータ ( $\Delta \ln G^c$ ) は、近似的に元のデータについての対前期変化率（成長率）を表すものである。<sup>18</sup> ここにおいても、Keil は McCallum の検証の手続きにできるかぎりしたがおうとしており、失業率の場合と同様の分析方

法を採用している。選挙変数 (EV1, EV2, EV4) は統計的に有意であったが、ここでは EV1 のみについて結果を示した。

これらの結果によれば、英国においては、選挙が接近するにつれて失業率の低下がみられるが、さらに、それが政治的景気循環によるものであることを裏付けるように、拡張的政策（実質一般政府最終消費支出の増加）が選挙に向けて実施されることも確認されたことになるのである。

### 3. 日本についての分析

#### (1) 失業率と選挙

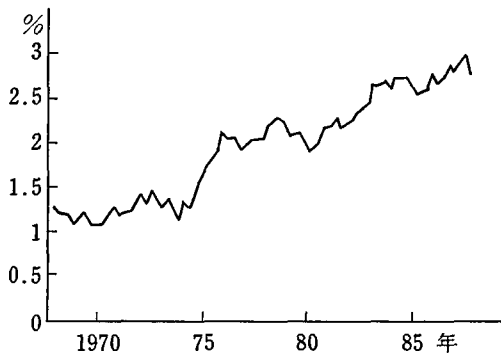
本稿では、McCallum ならびに Keil の採用した分析方法にしたがうことによって、日本において政治的景気循環が存在するかどうかについて検証をおこなうことにする。彼らの分析方法にしたがうのは、Keil が McCallum の分析方法を踏襲しようとしたのと同じ理由（分析の手続きを都合よく変更することによって、政治的景気循環仮説に有利である結果を導いた

<sup>16</sup> このような議論については、猪口 [1] の政治的波乗り仮説を参照。政治的波乗り仮説においては、官僚機構の自律性が強い場合、政府は経政策手段を十分に掌握できないが、しかし、選挙上の拘束力が弱いとすれば、経済状況にあわせて選挙上の手段（投票時期の決定）を行使できると想定されている。そして、このようなケースにおける政府の立場を、経済の波に便乗するサーフボードにたとえているのである（猪口 [1] p. 129）。

<sup>17</sup> Nordhaus 自身は、失業率がコントロール変数であると仮定している（Nordhaus [5] p. 170）。

<sup>18</sup> 山本 [11] p. 108。

図 1 完全失業率



（資料） 経済企画庁調査局編『経済変動観測資料年報』昭和63年版

というような誤解を避けるため）からである。使用する選挙変数は、McCallum の示した 6 つのパターンである。日本について分析をおこなう際には、やはり、これらの選挙変数に修正を加えなければならない。しかし、修正にあたって、注意すべきことがある。つまり、選挙として対象となるのが、衆議院選挙であるのか、参議院選挙であるのか、あるいは両方とも対象となるのか、という点である。この点について、本稿の分析では、衆議院選挙と参議院選挙の両

方を区別することなく考慮に入れた選挙変数を使用する。<sup>(19)</sup>

さて、分析の出発点は、失業率について政治的景気循環が存在するかどうかを検証することである。図 1 は分析の対象となる期間についてのデータのプロットである。日本の失業率は、第 1 次石油危機以後の期間においていくらか上昇がみられるものの、欧米と比べると低い水準にあり、また完定している。ここでは、失業率データについての AR モデルの右辺に 6 つの選挙変数 (EV1～EV6) をそれぞれ加えて推定をおこなった。推定期間は 1969 年第 I 四半期～87 年第 IV 四半期（四半期データ）である。また、推定法は OLS である。推定結果によれば、各選挙変数は統計的に有意ではなかった。<sup>(20)</sup>

しかしながら、失業率についてこのような結果になったことによって、日本における政治的景気循環の存在が否定されたと考えるのはまだ早いかもしれないのである。何故なら、ここにおいて使用されたのは 6 つの選挙変数だけであったが、日本ではこれらの選挙変数以外のパタ

(19) 参議院選挙は 3 年おきに規則的におこなわれる反面、衆議院選挙は規則的におこなわれることはないという点を考えると、それぞれについて別々に分析をおこなうことが望ましいともいえよう。しかしながら、例えば、衆議院選挙だけを対象にした選挙変数を使用するとすれば、参議院選挙の存在を無視することになるのである。このような事態を避けるため、両方の選挙を区別することなく含めた選挙変数を使用するのである。

(20) 一応、推定結果の一例を示しておくことにする。

$$UR_t = 0.0570 + 0.9732UR_{t-1} + 0.00433EV3$$

$$(1.51) \quad (50.78) \quad (1.23)$$

$$\bar{R}^2 = 0.975, S = 0.093, h = 0.30$$

ここで

UR = 完全失業率（季節調整値の四半期平均）

EV3 = 選挙変数

( ) 内の数値は  $t$  値、 $\bar{R}^2$  は自由度調整済決定係数、 $S$  は標準誤差、 $h$  は  $h$  統計量

完全失業率のデータの出所は次の通りである。

経済企画庁調査局編『経済変動観測資料年報』昭和 63 年版。

なお、計算にあたっては、稲葉弘道『パソコンによる計量分析—経済分析のためのマイクロ AGNESS—』農林統計協会、1987 のプログラムソフトを利用した。

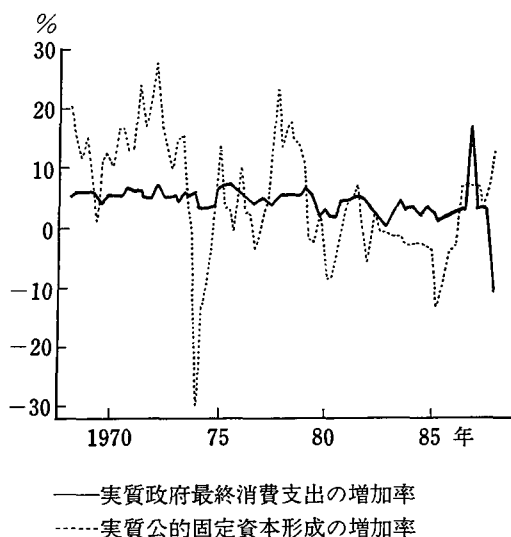
ーンによって失業率と選挙との関係が表されるという可能性も残されているからである。明確な結論を出すためには、失業率に関するなお一層の研究もさることながら、様々な政策変数についての実証分析が必要である。

## (2) 財政政策と選挙

日本について政治的景気循環仮説の検証をおこなうために、次に、財政政策と選挙との関連を探ることにする。さて、公的需要は政府最終消費支出、公的固定資本形成、公的在庫品増加の3つから構成される。以下においては、そのうち重要な政府最終消費支出と公的固定資本形成をとりあげて、選挙との関係について実証分析をおこなうことにする。なお、使用するデータは、それぞれの実質値の対前年同期増加率である。図2は、分析の対象とする期間についてのデータのプロットである。この図をみると、実質政府最終消費支出の増加率が比較的安定的な動きを示しているのに対して、実質公的固定資本形成の増加率は変動が激しいことがわかる。

財政政策についても、失業率の場合と同様の分析方法によって政治的景気循環仮説の検証をおこなう。すなわち、上述のデータについての

図2 実質政府最終消費支出の増加率と実質公的固定資本形成の増加率



(資料) 経済企画庁編『昭和55年基準改訂国民経済計算報告(上巻)』昭和61年  
 経済企画庁編『国民経済計算年報』平成元年版

AR モデルの右辺に選挙変数(EV1~EV6)を加えて推定をおこなうのである。推定期間は1969年第Ⅰ四半期~87年第Ⅳ四半期(四半期データ)である。推定法はOLSである。この推定期間においては、実質政府最終消費支出の増加率と選挙との間に関係を認めることはできなかった。しかしながら、実質公的固定資本形成

表5 日本についての推定結果(実質公的固定資本形成)

	推定期間	定数項	$I_{gt-1}$	EV6	$\bar{R}^2$	S	h
(12)	1969Ⅰ~87Ⅳ	1.1331 (1.37)	0.7477 (9.76)		0.557	6.492	0.20
(13)	1969Ⅰ~87Ⅳ	-1.5640 (-1.06)	0.7580 (10.12)	3.5955 (2.17)	0.578	6.335	0.07

(注) 従属変数( $I_g$ )は実質公的固定資本形成の対前年同期増加率

EV6は選挙変数

( )内の数値はt値



の増加率と選挙については非常に興味深い結果が得られたのである。この推定結果を表5に示す。<sup>(21)</sup>

政治的景気循環理論にしたがうなら、選挙直前の時期には拡張的な財政政策が実施されると考えられることから、EV6に対応するパラメータの予測される符号はマイナスである。ところが、(13)式においては、EV6に対応するパラメータの符号はプラスであり、しかも5%水準で有意である。この結果によれば、選挙直前の時期においては、それ以外の時期と比べて、実質公的固定資本形成の増加率が低いということになるのである。付図1～付図8は、実質公的固定資本形成の増加率と選挙との間の関係を図示するものであるが、これらの図からも同様の結果が導かれうるのである。

このような結果について解釈をおこなうにあたっては、日本独特の状況を考慮に入れなければならないであろう。それは、そもそも日本においては、失業はそれほど重要な経済問題となっておらず、むしろ物価が重要な問題となって

いるということである。<sup>(22)</sup> また、(13)式の推定期間は、日本経済が第1次石油危機をきっかけとして生じた激しいインフレにみまわれた期間を含んでいるのである。このような状況を考えあわせると、日本において、政治的景気循環理論から予測されるものとはまったく正反対のパターンがみられたことは当然のことなのかもしれない。しかしながら、これは、政府（自民党）が衆議院選挙と参議院選挙で勝利をおさめるために、重要な経済問題であるインフレを抑えるような財政政策を実施したということについてかなり強い支持を与えるものであり、日本においても政治的要因によって景気循環が引き起こされうるということを示唆しているのである。

さて、第1次石油危機による激しいインフレを経験した日本において、物価問題はより一層深刻に受けとめられるようになったと考えられる。そこで、実質政府最終消費支出の増加率と選挙の関係についても、第1次石油危機後の期間を分析の対象とすれば、よりよい結果が得ら

表6 日本についての推定結果（実質政府最終消費支出）

	推定期間	定数項	$C_{gt-1}$	EV1	$\bar{R}^2$	S	$h$
(14)	1974 I～83 N	1.0973 (2.22)	0.7200 (6.51)		0.515	1.120	2.22
(15)	1974 I～83 N	0.8809 (1.88)	0.6201 (5.64)	0.2848 (2.59)	0.579	1.044	2.60

(注) 従属変数 ( $C_g$ ) は実質政府最終消費支出の対前年同期増加率

EV1 は選挙変数

( ) 内の数値は  $t$  値

(21) 実質政府最終消費支出の対前年同期増加率および実質公的固定資本形成の対前年同期増加率のデータの出所は次の通りである。

経済企画庁編『昭和55年基準改訂国民経済計算報告（上巻）』昭和61年。

経済企画庁編『国民経済計算年報』平成元年版。

(22) 綿貫・三宅・猪口・浦島 [10] p. 207 を参照。

れると期待できる。ここでは、1つの試みとして推定期間を第1次石油危機以後10年間（1974年第Ⅰ四半期～83年第Ⅳ四半期）として推定をおこなってみることにする。推定結果を表6に示す。④式をみると、EV1に対応するパラメータは5%水準で有意であり、しかも符号はプラスである。推定結果によれば、前回選挙から次回選挙までの期間の前半は実質政府最終消費支出の増加率が上昇し、後半は低下していくということになる。実質政府最終消費支出の増加率についても、政治的景気循環仮説から予測されるものとは正反対のパターンがみられたのである。この結果も、実質公的固定資本形成の増加率の場合と同様の解釈ができよう。

#### 4. むすび

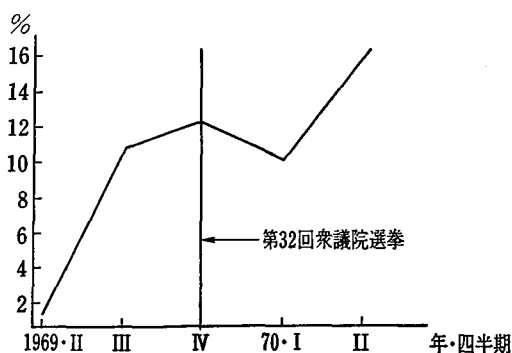
本稿の目的は、日本を対象として政治的景気循環仮説の検証をおこなうことであった。検証をおこなうにあたって、重要であるのはどのような検証の手続きを採用するかということである。本稿においては McCallum および Keil の採用した分析方法になるべく忠実にしたがうことにした。政治的景気循環仮説に対立する理論仮説として合理的期待形成仮説があるが、彼らはこれら2つの仮説について実証分析をおこなっているのである。

日本を対象とした検証の出発点として、まず失業率と選挙との関係について実証分析をおこなったが、政治的景気循環の存在を確認することはできなかった。続いて、財政政策と選挙との関係について実証分析を試みたところ、非常に興味深い結果が得られたのである。分析結果からは、日本について一応の結論を導くことができた。それを以下にまとめておく。

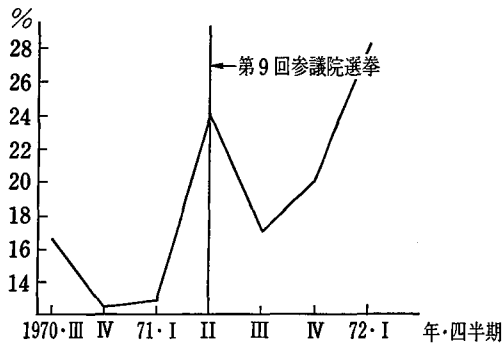
すなわち、選挙直前の時期において、実質公的固定資本形成の増加率などは低下させられる傾向がある。このような結果は、選挙直前の時期に政府は拡張的な政策を実施するという政治的景気循環仮説の考え方とは、まったく正反対のパターンを示している。しかしながら、このような結果が得られたことは当然であると思われる。そもそも日本においては、失業よりもむしろ物価がより重要な経済問題であり、政治的争点となりやすいと考えられる。このような状況下においては、政府（自民党）が衆議院選挙と参議院選挙で勝利をおさめるためには、選挙直前の時期に拡張的な政策を実施して景気を刺激するよりは物価を安定させようとする方が得策であつたのであろう。

さて、本稿における実証分析は、失業率および財政政策を対象とただけであったが、もちろん金融政策についても政治的景気循環が存在するかどうかを検証してみる必要があるだろう。また、今回は、世論調査による自民党支持率および内閣支持率の状況については考慮に入れなかったが、これらの要因も含めて、より一層の研究が必要である。

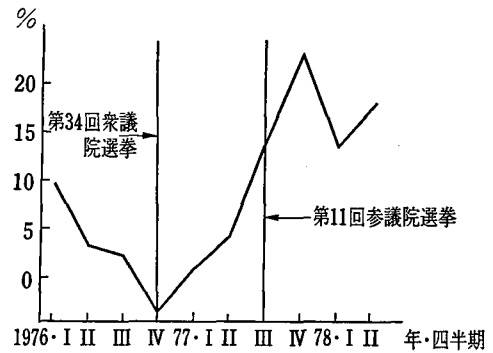
付図1 実質公的固定資本形成の増加率と選挙



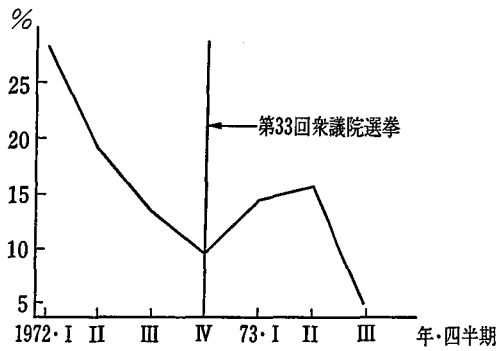
付図 2 実質公的固定資本形成の増加率と選挙



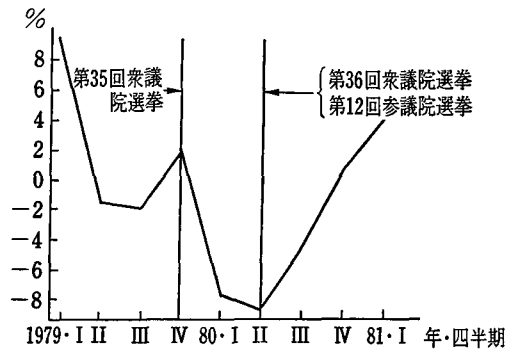
付図 5 実質公的固定資本形成の増加率と選挙



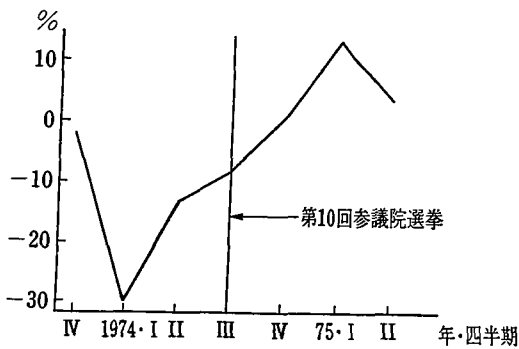
付図 3 実質公的固定資本形成の増加率と選挙



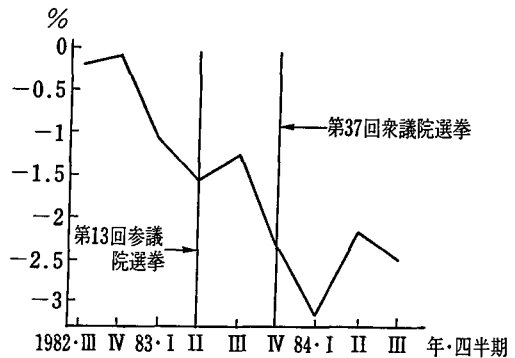
付図 6 実質公的固定資本形成の増加率と選挙



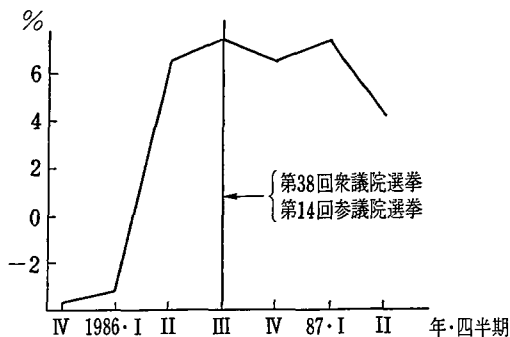
付図 4 実質公的固定資本形成の増加率と選挙



付図 7 実質公的固定資本形成の増加率と選挙



付図 8 実質公的固定資本形成の増加率と選挙



(注) 付図 1～付図 8 は実質公的固定資本形成の対前年同期増加率と選挙との関係を図示するものである。

たて棒は選挙のあった四半期を示す  
資料は図 2 と同じ

#### 参考文献

- [1] 猪口孝『現代日本政治経済の構図—政府と市場—』東洋経済新報社, 1983。
- [2] Keil, M. W., "Is the Political Business Cycle Really Dead?," *Southern Economic Journal*, vol. 55, no. 1, 1988, pp. 86-99.
- [3] McCallum, B. T., "The Political Business Cycle: An Empirical Test," *Southern Eco-*

*nomic Journal*, vol. 44, no. 3, 1978, pp. 504-515.

- [4] MacRae, C. D., "A Political Model of the Business Cycle," *Journal of Political Economy*, vol. 85, no. 2, 1977, pp. 239-263.
- [5] Nordhaus, W. D., "The Political Business Cycle," *Review of Economic Studies*, vol. 42, 1975, pp. 169-190.
- [6] Sargent, T. J., "Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, 1973, pp. 429-480.
- [7] Sargent, T. J., "A Classical Macroeconometric Model for the United States," *Journal of Political Economy*, vol. 84, no. 2, 1976, pp. 207-237.
- [8] 志築徹朗・武藤恭彦『合理的期待とマネタリズム』日本経済新聞社, 1981。
- [9] Soh, B. H., "Political Business Cycles in Industrialized Democratic Countries," *Kyklos*, vol. 39, no. 1, 1986, pp. 31-46.
- [10] 綿貫譲治・三宅一郎・猪口孝・蒲島郁夫『日本人の選挙行動』東京大学出版会, 1986。
- [11] 山本拓『経済の時系列分析』創文社, 1988。  
1990. 3. 26 提出  
(博士後期課程第 2 年度生)